

UNIVERSITÉ DE GENÈVE
Laboratoire de statistique mathématique

FACULTÉ DES SCIENCES
Directeur: Prof. A. LINDER

**Etude de la transmission héréditaire
de certains
caractères anthropométriques
à l'aide de méthodes statistiques**

THÈSE

Présentée à la Faculté des Sciences de l'Université de Genève
pour l'obtention du grade de Docteur ès Sciences mathématiques

par

Bernard GRAB
de Genève (Suisse)

Thèse N° 1254

Editions Médecine et Hygiène
GENÈVE
1956

UNIVERSITÉ DE GENÈVE
Laboratoire de statistique mathématique

FACULTÉ DES SCIENCES
Directeur: Prof. A. LINDER

Etude de la transmission héréditaire de certains caractères anthropométriques à l'aide de méthodes statistiques

THÈSE

Présentée à la Faculté des Sciences de l'Université de Genève
pour l'obtention du grade de Docteur ès Sciences mathématiques

par

Bernard GRAB
de Genève (Suisse)

Thèse N° 1254



Editions Médecine et Hygiène
GENÈVE
1956

UNIVERSITÉ DE GENÈVE

Faculté des Sciences

La Faculté des Sciences, sur le préavis de M. le Professeur A. LINDER, autorise l'impression de la présente thèse, sans exprimer d'opinion sur les propositions qui y sont énoncées.

Genève, le 12 mars 1956.

Le doyen :
Prof. E. Paréjas

THÈSE N° 1254

Tirage à part du «Journal de Génétique Humaine», Vol. 5, N° 2, 1956.

A MA FEMME

A MA FAMILLE

TABLE DES MATIERES

	page
1. Introduction	120
2. Description du matériel	121
3. Ajustement des mesures en fonction de l'âge et du sexe	121
4. Méthode d'analyse	123
5. Application de la méthode	128
a) Analyse de la taille	128
b) Analyse de la longueur de la tête	133
c) Analyse de la largeur de la tête	137
d) Analyse de la largeur de la face	140
6. Analyse comparative et conclusions	144
Résumé	149
Annexe I.	
Mesures anthropométriques des membres de 60 familles de la Commune de Tavetsch	151
Annexe II.	
Mesures anthropométriques de 200 habitants de la Commune de Tavetsch	162

Laboratoire de Statistique mathématique
(Directeur : Prof. A. Linder) de l'Université de Genève

ÉTUDE DE LA TRANSMISSION HÉRÉDITAIRE DE CERTAINS CARACTÈRES ANTHROPOMÉTRIQUES A L'AIDE DE MÉTHODES STATISTIQUES

par Bernard GRAB

1. INTRODUCTION

DANS une étude publiée en 1937, FISHER et GRAY ont abordé à l'aide de l'analyse de la variance le problème de la transmission héréditaire directe de quelques caractères anthropologiques, tels que la taille et diverses mesures de la tête. Indépendamment de plusieurs conclusions indiscutables, ces auteurs ont obtenu certains résultats dont la signification statistique ne put être établie dans les limites de confiance généralement adoptées et ils ont, à cette occasion, formulé le souhait que d'autres chercheurs reprennent l'examen de certains aspects du problème sur un matériel anthropométrique nouveau et de toute confiance.

A la suggestion du Professeur A. LINDER, nous nous sommes proposés d'entreprendre une analyse analogue sur un groupe ethnique distinct. La description des méthodes statistiques utilisées et l'exposé des résultats obtenus constituent l'essentiel de la présente étude.

Le matériel anthropométrique analysé a été entièrement établi avec grand soin par le Docteur K. HÄGLER de 1929 à 1930. Le dossier comprend 718 fiches anthropométriques individuelles représentant la presque totalité des habitants âgés de sept ans au moins de la commune montagnarde de Tavetsch¹. Le Docteur K. HÄGLER a mis très obligeamment ce dossier personnel à notre disposition durant de longs mois et nous tenons à l'en remercier vivement.

¹) La commune montagnarde de Tavetsch est située dans le canton des Grisons (Suisse) sur le Haut-Rhin à l'altitude moyenne de 1.500 m. et se compose des neuf localités suivantes: Rueras, Selva, Tschamut, Surrhein, Cavorgia, Gonda, Sedrun, Camischolas, Zarcuns.

2. DESCRIPTION DU MATÉRIEL

Les fiches originales se trouvaient réunies par foyers, ces derniers étant eux-mêmes groupés par localités. Notre première tâche a consisté à extraire du dossier toutes les fiches relatives aux familles complètes composées du père, de la mère et des enfants vivant dans la commune. Les seules difficultés rencontrées dans ce classement concernaient la recherche des enfants mariés qui vivaient dans leur nouveau foyer (en particulier des filles, qui naturellement, prennent à leur mariage le nom de leur époux).

Cette première sélection a permis de reconstituer 60 familles groupant 250 descendants de première génération âgés de 7 à 36 ans. Les 370 fiches ainsi groupées ont composé le matériel de base de l'étude. Les informations et mesures suivantes ont été prélevées sur chacune des fiches tout en conservant leur classement par famille: Numéro individuel, sexe, âge, taille, longueur de la tête (diamètre antéro-postérieur maximum), largeur de la tête (diamètre transverse maximum) et largeur de la face (diamètre bizygomatique). Dans l'Annexe I qui reproduit ces renseignements, l'ordre observé à l'intérieur des familles est le suivant: la première fiche concerne le père, la deuxième la mère; les fiches relatives aux enfants viennent ensuite.

Les mêmes renseignements ont encore été retenus chez les 200 habitants de la commune âgés de 7 à 36 ans dont l'un des parents au moins était décédé ou ne résidait pas dans la commune lors de l'établissement des fiches (voir Annexe II).

3. AJUSTEMENT DES MESURES EN FONCTION DE L'ÂGE ET DU SEXE

Si nous admettons l'hypothèse qu'une mesure anthropométrique quelconque est essentiellement une fonction de l'âge, du sexe et de la mesure correspondante des parents, il est clair qu'aucune conclusion valable ne pourra être tirée de la comparaison des mesures observées sur des enfants d'âge différent ou de sexe opposé.

Les variations dues à l'âge et au sexe ont été éliminées à l'aide d'un ajustement polynomial du troisième degré des mesures originales en fonction de l'âge et du sexe pour la période de croissance. Etant donné que la fréquence de nos observations variait énormément avec l'âge, il nous a paru opportun de procéder à cet ajustement au moyen de la méthode décrite par FISHER (1954)¹. Les mesures de la population entière âgée de 7 à 36 ans ont été prises en considération dans le calcul de l'ajustement. Elles concernent 463 personnes dont 237 du sexe masculin et 226 du sexe féminin.

¹) Section 29.2: Polynomial Fitting when the Frequencies are Unequal.

Tableau 1 - Ajustement polynomial des mesures observées chez les garçons.

Age.	Nombre d'observ.	Taille moyenne (cm) (a)		Longueur moy. de la tête (mm)		Largeur moy. de la tête (mm)		Largeur moy. de la face (mm)	
		obs.	ajustée	obs.	ajustée	obs.	ajustée	obs.	ajustée
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
7-	9	115,5	116,5	177,1	177,4	143,3	141,9	116,3	116,3
8-	16	120,9	120,4	178,3	177,6	142,3	143,3	118,1	118,4
9-	7	125,2	124,8	176,3	178,0	145,6	144,7	122,1	120,4
10-	5	129,8	129,4	177,8	178,7	144,6	146,0	124,8	122,4
11-	11	134,5	134,3	181,5	179,7	147,2	147,2	123,6	124,2
12-	15	139,8	139,3	180,9	180,9	148,8	148,3	125,7	126,0
13-	11	141,7	144,3	184,3	182,2	147,9	149,3	126,5	127,7
14-	13	149,0	149,3	181,5	183,7	150,2	150,3	129,4	129,4
15-	12	154,6	154,2	184,0	185,1	152,3	151,2	131,2	130,9
16-	5	157,9	158,9	185,6	186,6	153,2	152,0	133,6	132,5
17-	7	168,4	163,4	191,3	187,9	154,7	152,7	137,9	134,0
18-	8	164,8	167,5	187,3	189,1	151,6	153,4	132,4	135,5
19-	7					154,9	154,0	136,0	137,0
20-	6					154,8	154,5	137,2	138,4
21-	3					148,7	155,0	134,7	139,9
22-	7					155,6	155,4		
23-	6	168,0	168,0	189,4	189,4	155,5	155,8		
24-	7					157,1	156,2	140,0	140,0
25-	12					156,7	156,5		
26-36	70					156,8	156,8		

Tableau 2 - Ajustement polynomial des mesures observées chez les filles.

7-	3	119,0	118,8	171,7	171,0	141,0	141,3	118,3	116,9
8-	10	120,9	120,5	173,1	172,7	141,0	141,8	117,5	117,6
9-	12	123,2	124,0	174,6	174,9	141,9	142,3	118,2	118,6
10-	12	129,6	128,8	174,4	176,6	143,8	142,8	119,8	119,8
11-	7	130,9	134,2	178,0	178,0	142,7	143,4	118,6	121,2
12-	12	141,4	140,0	180,9	179,0	144,3	144,0	123,6	122,7
13-	5	142,9	145,5	181,8	179,7	144,6	144,7	124,2	124,3
14-	16	151,8	150,2	180,7	180,0	145,6	145,3	126,3	125,8
15-	9	153,4	153,8			146,0	146,0	128,6	127,3
16-	9	152,6	155,6			145,3	146,6	127,8	128,7
17-	4					147,8	147,2	130,5	129,9
18-	5					142,4	147,8	128,2	130,8
19-	10					151,0	148,4	132,4	131,5
20-	7			180,3	180,3	147,1	148,9		
21-	7	156,0	156,0			154,3	149,4		
22-	8					148,1	149,8	131,7	131,7
23-	8					149,9	150,2		
24-	5					148,4	150,5		
25-36	77					150,8	150,8		

a) Quelques tailles anormales n'ont pas été prises en considération. Il en résulte pour cette mesure et à certains âges un nombre d'observations légèrement inférieur aux fréquences indiquées dans la colonne (2).

Les valeurs théoriques ainsi obtenues pour les quatre mesures anthropométriques envisagées dans cette étude sont données par sexe dans les tableaux 1 et 2, en regard des valeurs moyennes observées correspondantes.

La limite supérieure de l'ajustement a été déterminée empiriquement dans chaque cas à l'aide d'une première approximation graphique portant sur les moyennes observées. Aux âges supérieurs à cette limite et jusqu'à 36 ans, la valeur théorique a été prise égale à la moyenne pondérée des mesures observées chez les individus de cette classe d'âge.

Pour chacun des caractères envisagés, les écarts individuels entre les mesures relatives aux 250 enfants constituant le matériel de base soumis à l'étude et les valeurs moyennes théoriques correspondantes ont été calculées. C'est sur la variabilité de ces écarts que porte l'analyse qui suit.

4. MÉTHODE D'ANALYSE

La documentation numérique à étudier est alors composée, pour chaque caractère¹, d'un ensemble de mesures corrigées y_{ij} , où l'indice j représente le rang de l'enfant dans la fratrie et varie de 1 à k_i , tandis que l'indice i exprime le numéro d'ordre de la famille et varie de 1 à l . Chacune de ces mesures trouve sa place dans le tableau 3.

Tableau 3 — Représentation schématique des mesures analysées.

rang de l'enfant	numéro d'ordre des fratries					
	1	2		i		l
1	y_{11}	y_{21}		y_{i1}		y_{l1}
2	y_{12}	y_{22}		y_{i2}		y_{l2}
.	.	.		.		.
.	.	.		.		.
.	.	.		.		.
j	y_{1j}	y_{2j}		y_{ij}		y_{lj}
.	.	.		.		.
.	.	.		.		.
.	.	.		.		.
k_i	y_{1k_i}	y_{2k_i}		y_{ik_i}		y_{lk_i}

¹) Les quatre caractères retenus dans ce travail seront étudiés séparément; il n'a donc pas été jugé nécessaire de distinguer leur mesure respective par un indice particulier.

L'ensemble des mesures corrigées pour un caractère donné présente une variation totale qu'il est facile de calculer à l'aide de la formule suivante¹:

$$\sum_{i=1}^1 \sum_{j=1}^{k_i} (y_{ij} - \bar{y})^2 = \sum_{i=1}^1 \sum_{j=1}^{k_i} y_{ij}^2 - \frac{(\sum_{i=1}^1 \sum_{j=1}^{k_i} y_{ij})^2}{\sum_{i=1}^1 k_i} \quad (1)$$

Une simple analyse de variance permet de dissocier cette variation totale en ces deux composantes fondamentales:

1) La variation observée entre les moyennes des mesures des enfants de chaque famille, ou somme des carrés entre les fratries, donnée par la formule:

$$\sum_i \frac{1}{k_i} (\sum_j y_{ij})^2 - \frac{(\sum_i \sum_j y_{ij})^2}{\sum_i k_i} \quad (2)$$

2) La variation complémentaire observée entre les mesures des frères et sœurs d'une même famille, ou somme des carrés à l'intérieur des fratries, obtenue par différence des deux sommes de carrés précédentes:

$$\sum_i \sum_j y_{ij}^2 - \sum_i \frac{1}{k_i} (\sum_j y_{ij})^2 \quad (3)$$

Les carrés moyens sont alors calculés en divisant ces variations par leurs nombres de degrés de liberté respectifs.

Il est à prévoir que la variabilité d'une fratrie à l'autre surpassera sensiblement la variabilité observée à l'intérieur des fratries. Le quotient F des deux carrés moyens correspondants permettra de tester la signification statistique de cette supériorité.

Il est naturel d'attribuer cet excédent de variabilité aux différences de structure génétique que présentent les parents des diverses fratries. En admettant l'existence d'une relation directe moyenne (stochastique) entre une mesure anthropométrique de l'enfant et la mesure du même caractère chez ses parents, nous sommes conduits à ajuster une équation de régression multiple aux observations. Le calcul d'un écart corrigé théorique de la mesure moyenne relative à chaque fratrie en fonction des mesures correspondantes de leurs parents respectifs permettra de décomposer la somme des carrés entre fratries en deux parties:

- 1) La somme des carrés relative à la régression proprement dite.
- 2) La somme des carrés résiduelle autour de la régression.

¹) Afin d'alléger la notation, les sommations en i et j seront, par la suite, simplement indiquées par les signes $\sum_i$ et $\sum_j$ lorsque aucune confusion ne pourra en résulter.

La deuxième composante est évidemment à comparer avec la variation calculée à l'intérieur des fratries. En effet, leur différence indiquera éventuellement quelle fraction de la variabilité observée entre les fratries, échappe au contrôle de l'ajustement.

L'équation de régression choisie est de la forme :

$$y = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + b_3 x_1 x_2 \quad (4)$$

où x_1 et x_2 sont les mesures du caractère considéré sur le père et sur la mère à partir d'une origine arbitraire. Il s'agit donc d'une simple relation linéaire en x_1 , x_2 et $x_1 x_2$. FISHER et GRAY (1937) qui disposaient pour leur étude d'un matériel beaucoup plus volumineux ont pu montrer, en groupant séparément les fratries dont les pères et mères présentaient respectivement des mesures anthropométriques égales, qu'une régression plus complexe ou de degré supérieur ne réduirait pas sensiblement la variance résiduelle. L'analyse du coefficient du terme en $x_1 x_2$ révélera la présence éventuelle d'un biais de dominance négatif ou positif selon que les hétérozygotes ressembleront plus fréquemment aux plus petits ou aux plus grands des homozygotes correspondants.

Dans leur théorie des facteurs multiples, FISHER (1918) et MATHER (1949) ont montré qu'une variation discontinue et quantitative du génotype peut produire une variation progressive et continue du phénotype. Cette théorie repose essentiellement sur deux hypothèses :

- 1) Les facteurs génétiques responsables ou gènes sont transmis selon les lois de l'hérédité mendélienne.
- 2) Les effets de ces facteurs sont comparables l'un à l'autre par leur amplitude. De plus, ils sont additifs et petits par rapport à la variation totale.

Il est facile de montrer que dans ces conditions le caractère héréditaire étudié peut prendre chez l'hétérozygote de seconde génération un nombre de valeurs proportionnel (à une unité près) au nombre de gènes intervenant dans la détermination de ce caractère et que ces valeurs seront comprises entre les expressions phénotypiques propres aux deux homozygotes extrêmes.

Par rapport à leur valeur moyenne, les mesures anthropométriques x_1 et x_2 de parents homozygotes pour chacune des paires de gènes en cause présenteront des écarts respectivement positif et négatif. L'écart corrigé Y relatif au même caractère mesuré chez l'enfant hétérozygote sera affecté par ce produit dans une proportion déterminée par la valeur du coefficient b_3 . Un biais en dominance négatif sera alors caractérisé par un coefficient de régression partielle b_3 positif. Inversement, un coefficient de régression b_3 négatif caractérisera un biais en dominance positif.

L'application d'un test approprié permettra naturellement de juger objectivement de la signification statistique d'un tel biais à un seuil de probabilité acceptable.

Les coefficients de régression partielle b_i sont les solutions d'un système d'équations linéaires dont les premiers membres sont définis par la matrice informative suivante calculée à partir des nombres d'enfants par fratrie et des mesures du père et de la mère :

$$\begin{array}{cccc}
 \sum_i k_i & \sum_i k_i x_{1i} & \sum_i k_i x_{2i} & \sum_i k_i x_{1i} x_{2i} \\
 \sum_i k_i x_{1i} & \sum_i k_i x_{1i}^2 & \sum_i k_i x_{1i} x_{2i} & \sum_i k_i x_{1i}^2 x_{2i} \\
 \sum_i k_i x_{2i} & \sum_i k_i x_{1i} x_{2i} & \sum_i k_i x_{2i}^2 & \sum_i k_i x_{1i} x_{2i}^2 \\
 \sum_i k_i x_{1i} x_{2i} & \sum_i k_i x_{1i}^2 x_{2i} & \sum_i k_i x_{1i} x_{2i}^2 & \sum_i k_i x_{1i}^2 x_{2i}^2
 \end{array} \quad (5)$$

Les deuxièmes membres du système d'équations sont donnés par la somme des écarts corrigés y_{ij} et les sommes des produits de ces écarts par les valeurs de x_1 et x_2 qui leur correspondent :

$$A = \sum_i \sum_j y_{ij}, \quad B = \sum_i x_{1i} \sum_j y_{ij}, \quad C = \sum_i x_{2i} \sum_j y_{ij}, \quad D = \sum_i x_{1i} x_{2i} \sum_j y_{ij} \quad (6)$$

Il a paru cependant préférable de calculer indirectement les coefficients de régression partielle à partir de la matrice inverse de covariance :

$$\begin{array}{cccc}
 c_{00} & c_{10} & c_{20} & c_{30} \\
 c_{01} & c_{11} & c_{21} & c_{31} \\
 c_{02} & c_{12} & c_{22} & c_{32} \\
 c_{03} & c_{13} & c_{23} & c_{33}
 \end{array} \quad (7)$$

Les termes de cette nouvelle matrice sont en effet nécessaires au calcul des écarts-types des coefficients b_i .

Ces derniers sont alors définis par la formule (8) :

$$b_i = A c_{0i} + B c_{1i} + C c_{2i} + D c_{3i} \quad (8)$$

La somme des carrés précédemment calculée entre les fratries se trouve réduite par la régression linéaire en x_1 , x_2 et $x_1 x_2$ d'une quantité égale à :

$$A b_0 + B b_1 + C b_2 + D b_3 - \frac{(\sum_i \sum_j y_{ij})^2}{\sum_i k_i}$$

En tenant compte de la formule (6), il vient, après substitution :

$$b_0 \sum_i \sum_j y_{ij} + b_1 \sum_i x_{1i} \sum_j y_{ij} + b_2 \sum_i x_{2i} \sum_j y_{ij} + b_3 \sum_i x_{1i} x_{2i} \sum_j y_{ij} - \frac{(\sum_i \sum_j y_{ij})^2}{\sum_i k_i} \quad (9)$$

La contribution du terme en $x_1 x_2$ à cette somme des carrés est donnée par la relation :

$$\frac{b_3^2}{c_{33}} \quad (10)$$

La variation résiduelle autour de la régression est facilement obtenue en déduisant la somme des carrés fournie par la formule (9) de la variation mesurée entre les fratries.

Les carrés moyens correspondants se calculent en divisant ces diverses sommes de carrés par leurs nombres de degrés de liberté respectifs.

La signification statistique des coefficients de régression partielle b_i est aisément testée sachant que leur erreur-type vaut $\sigma \sqrt{c_{ii}}$ (voir Linder, 1951). Une estimation de σ est donnée par la racine carrée du carré moyen relatif aux déviations autour de la régression.

Nous reviendrons dans nos conclusions sur l'interprétation qui peut être donnée au quotient F du carré moyen des déviations de régression par la variance mesurée à l'intérieur des fratries.

Dans le calcul des coefficients de régression partielle de l'équation (4) les variables indépendantes x_1 et x_2 étaient mesurées à partir d'une origine arbitraire. Des raisons de comparabilité nous obligent cependant à exprimer la régression en fonction des mesures moyennes des parents. La nouvelle équation aura pour expression :

$$Y = b'_0 + b'_1 (x_1 - \bar{x}_1) + b'_2 (x_2 - \bar{x}_2) + b'_3 (x_1 - \bar{x}_1) (x_2 - \bar{x}_2) \quad (11)$$

Les coefficients b'_i s'obtiennent en identifiant après développement les termes correspondants des deux formes de régression (4) et (11). Après réduction des calculs algébriques, il vient :

$$\begin{aligned} b'_0 &= b_0 + b_1 \bar{x}_1 + b_2 \bar{x}_2 + b_3 \bar{x}_1 \bar{x}_2 \\ b'_1 &= b_1 + b_3 \bar{x}_2 \\ b'_2 &= b_2 + b_3 \bar{x}_1 \\ b'_3 &= b_3 \end{aligned} \quad (12)$$

La somme des coefficients de régression paternelle et maternelle b'_1 et b'_2 fournit une mesure de l'efficacité de la régression :

$$b'_1 + b'_2 = b_1 + b_2 + (\bar{x}_1 + \bar{x}_2) b_3 \quad (13)$$

La variance correspondante est donnée par la formule :

$$V_{b'_1 + b'_2} = \sigma^2 [c_{11} + c_{22} + (\bar{x}_1 + \bar{x}_2)^2 c_{33} + 2 c_{12} + 2 (\bar{x}_1 + \bar{x}_2) (c_{13} + c_{23})] \quad (14)$$

où σ est estimé par le carré moyen relatif aux déviations autour de la régression.

L'un des deux coefficients de régression partielle b'_1 ou b'_2 peut surpasser sensiblement l'autre. Il est facile de tester la signification statistique de cette supériorité éventuelle. Dans le cas où le coefficient b'_1 relatif à la mère présente un excédent sur le coefficient b'_1 relatif au père leur différence est égale à :

$$b'_2 - b'_1 = b_2 - b_1 - (\bar{x}_2 - \bar{x}_1) b_3 \quad (15)$$

avec pour variance :

$$V_{b'_2 - b'_1} = \sigma^2 [c_{11} + c_{22} + (\bar{x}_2 - \bar{x}_1)^2 c_{33} - 2 c_{12} + 2 (\bar{x}_2 - \bar{x}_1) (c_{13} - c_{23})] \quad (16)$$

Le quotient de la différence (15) par la racine carrée de sa variance fournit une valeur de t à lire dans la table¹ en regard du nombre de degrés de liberté correspondant à la variance résiduelle estimée.

5. APPLICATION DE LA MÉTHODE

Dans les paragraphes suivants, la méthode d'analyse qui vient d'être décrite sera successivement appliquée aux quatre mesures anthropométriques retenues : taille, longueur de la tête, largeur de la tête et largeur de la face. Les résultats obtenus pour chaque mesure seront étudiés séparément et les conclusions que nous serons amenés à formuler seront ensuite comparées à celles que FISHER et GRAY (op. cit.) ont déjà développées.

a) Analyse de la taille.

La somme des écarts y_{ij} entre la taille observée et la valeur moyenne ajustée relative à l'âge et au sexe correspondants (ou taille corrigée) est égale à -55,3 cm pour les 245 enfants ayant fourni cette mesure. Cette somme serait évidemment nulle si l'ajustement de la taille en fonction de l'âge et du sexe n'avait reposé que sur les mesures des enfants retenus pour l'analyse. La somme des carrés de ces mêmes tailles corrigées est de 9.505,73 cm². Par rapport à la moyenne générale, la somme totale des carrés est donnée par :

$$\sum_i \sum_j y_{ij}^2 - \left(\frac{\sum_i \sum_j y_{ij}}{\sum_i k_i} \right)^2 = 9.505,73 - \frac{55,3^2}{245} = 9.493,25 \text{ cm}^2$$

La variation totale ainsi exprimée se compose de deux parties :

- 1) La variation entre les tailles corrigées des enfants de mêmes parents ou somme des carrés à l'intérieur des fratries.
- 2) La variation entre les tailles corrigées moyennes des 60 fratries étudiées ou somme des carrés entre les fratries.

Cette dernière variation s'obtient facilement. Pour chaque fratrie, le carré de la somme des tailles corrigées est divisé par le nombre k_i d'enfants qui la

¹) La distribution de t est reproduite notamment dans le recueil de tableaux statistiques publié par Fisher et Yates (1953).

composé. La somme des 60 carrés moyens ainsi obtenus est ramenée à la moyenne générale comme précédemment. Ces opérations et leurs résultats numériques s'expriment par la formule (2) :

$$\sum_i \frac{1}{k_i} (\sum_j y_{ij})^2 - \frac{(\sum_i \sum_j y_{ij})^2}{\sum_i k_i} = 5.367,11 - \frac{55,3^2}{245} = 5,354,63 \text{ cm}^2$$

La variation à l'intérieur des fratries se déduit par simple différence et l'analyse de la variance se trouve résumée par le tableau 4.

Tableau 4 — Analyse de la variance de la taille.

Origine de la variation	Degrés de libertés	Somme des carrés (cm ²)	Carré moyen (cm ²)
Intérieur des fratries	185	4.138,62	22,37
Entre les fratries	59	5.354,63	90,76
Total	244	9.493,25	-

La variance résiduelle estimée est donc de 22,37 cm² et l'écart-type estimé correspondant, donné par la racine carrée de la variance, est égal à 4,73 cm.

Le rapport des carrés moyens F = 4,06 est largement significatif (P < 0,001). Le groupement des 245 enfants en 60 familles ne peut donc pas être considéré comme équivalent à la constitution d'autant d'échantillons pris au hasard dans une population homogène unique.

Il nous reste à examiner dans quelle mesure la plus grande variabilité observée entre les fratries serait due aux différences de taille que présentent les parents directs des enfants composant ces fratries.

Il est possible d'exprimer la taille corrigée des enfants en fonction de la taille de leurs parents respectifs à l'aide d'une régression multiple, qui nous permettra ensuite de décomposer en deux parties la variation mesurée entre les fratries et de distinguer :

- 1) La variation mise en évidence par la régression elle-même.
- 2) La variation résiduelle autour de la régression, qu'il y aura intérêt à comparer à la variance déjà calculée à l'intérieur des fratries.

Comme nous l'avons vu, la fonction de régression choisie est de la forme :

$$y = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + b_3 x_1 x_2 \tag{4}$$

où x₁ et x₂ sont les mesures respectives de la taille du père et de la mère ramenées à une origine arbitraire (156 cm pour x₁ et 144 cm pour x₂). Le terme en x₁ x₂ permettra de tester la présence éventuelle d'un biais de dominance.

Les coefficients de régression partielle sont calculés à partir d'un système d'équations linéaires à quatre inconnues dont les coefficients donnés par les formules (5) constituent la matrice informative, qui devient après exécution des calculs dans l'unité de mesure (cm):

245	2.556	2.734	30.909
2.556	34.989	30.909	444.547
2.734	30.909	35.727	421.077
30.909	444.547	421.077	6.296.990

La matrice de covariance (7) est alors obtenue par inversion. Par raison de commodité, elle a été ici multipliée par 10^3

$c_{00} = 75,643830$	$c_{10} = -5,964483$	$c_{20} = -5,734940$	$c_{30} = 0,433266$
$c_{01} = -5,964483$	$c_{11} = 0,762630$	$c_{21} = 0,406538$	$c_{31} = -0,051747$
$c_{02} = -5,734940$	$c_{12} = 0,406538$	$c_{22} = 0,574031$	$c_{32} = -0,038935$
$c_{03} = 0,433266$	$c_{13} = -0,051747$	$c_{23} = -0,038935$	$c_{33} = 0,004289$

Par ailleurs, les sommes des produits des écarts y_{ij} avec les valeurs de x_{1i} et x_{2i} qui leur correspondent, données par les formules (6), ont respectivement pour expression numérique en centimètres:

$$-55,3 \quad 2.751,8 \quad 2.225,6 \quad 63.294,9$$

Les quatre coefficients de régression partielle sont donnés par sommation successive des produits de ces quantités par les coefficients des quatre colonnes de la matrice de covariance:

$$\begin{aligned} b_0 &= -55,3 c_{00} + 2.751,8 c_{10} + 2.225,6 c_{20} + 63.294,9 c_{30} = -5,936345 \\ b_1 &= -55,3 c_{01} + 2.751,8 c_{11} + 2.225,6 c_{21} + 63.294,9 c_{31} = 0,057891 \\ b_2 &= -55,3 c_{02} + 2.751,8 c_{12} + 2.225,6 c_{22} + 63.294,9 c_{32} = 0,249011 \\ b_3 &= -55,3 c_{03} + 2.751,8 c_{13} + 2.225,6 c_{23} + 63.294,9 c_{33} = 0,018452 \end{aligned}$$

Il est à remarquer que les coefficients b_0 , b_1 et b_2 sont fonctions des moyennes arbitraires choisies pour le calcul de x_1 et x_2 .

La régression linéaire en x_1 , x_2 et $x_1 x_2$, déterminée par ces quatre coefficients, réduits la somme des carrés entre les fratries d'une quantité égale à:

$$b_0 \sum_i \sum_j y_{ij} + b_1 \sum_i x_{1i} \sum_j y_{ij} + b_2 \sum_i x_{2i} \sum_j y_{ij} + b_3 \sum_i x_{1i} x_{2i} \sum_j y_{ij} - \frac{(\sum_i \sum_j y_{ij})^2}{\sum_i k_i} \quad (9)$$

soit:

$$-55,3 b_0 + 2.751,8 b_1 + 2.225,6 b_2 + 63.294,9 b_3 - \frac{55,3^2}{245} = 2.197,23 \text{ cm}^2$$

Le terme en $x_1 x_2$ est d'un intérêt particulier. Sa contribution à la somme des carrés attribuée à la régression totale est:

$$\frac{b_3^2}{c_{33}} = 79,39 \text{ cm}^2$$

Cette quantité permet de tester facilement la signification statistique du terme en $x_1 x_2$. Par ailleurs, en la déduisant de la somme des carrés totale de régression, il est possible d'isoler la variation propre à la régression linéaire.

L'analyse finale de la variance relative à la taille qui en résulte est résumée dans le tableau 5.

Ce tableau met suffisamment en évidence l'importance de la régression linéaire pour qu'il ne soit pas nécessaire de tester sa signification statistique.

Le coefficient de régression partielle b_3 du terme en $x_1 x_2$ est positif. Nous sommes donc en présence d'un biais en dominance négatif: les hétérozygotes ressembleraient plus fréquemment aux plus petits des homozygotes correspondants qu'aux plus grands.

Tableau 5 — Analyse de la variance de la taille.

Origine de la variation	Degrés de liberté	Somme des carrés (cm ²)	Carré moyen (cm ²)
Intérieur des fratries	185	4.138,62	22,37
Déviatiion de la régression	56	3.157,40	56,38
Terme en $x_1 x_2$	1	79,39	79,39
Régression linéaire	2	2.117,84	1.058,92
Total	244	9.493,25	-

Le coefficient b_3 n'a qu'un degré de liberté; sa signification est facilement testée par le rapport:

$$t = \frac{b_3}{\sqrt{V(b_3)}} = \frac{b_3}{\sigma \sqrt{c_{33}}}$$

En prenant pour estimation de σ la racine carrée du carré moyen relatif aux déviations autour de la régression, t a pour valeur numérique:

$$t_{[56]} = \sqrt{\frac{79,39}{56,38}} = 1,41$$

Bien que dépassant son écart-type, b_3 n'est pas statistiquement significatif ($0,10 < P < 0,20$). Dans leur étude (op. cit.), FISHER et GRAY obtenaient 1,15 pour valeur de t avec 231 degrés de liberté, et écrivaient: «The apparent effect is, however, large enough for it to be desirable to allow of its detection in other data».

Le carré moyen résiduel 56,38 propre aux déviations autour de la régression est sensiblement plus élevé que la variance mesurée à l'intérieur des fratries (22,37). Leur quotient:

$$F = 2,52 \text{ avec } n_1 = 56 \text{ et } n_2 = 185$$

est nettement significatif ($P < 0,001$).

Si, comme nous avons tout lieu de le croire, la variance résiduelle ne peut guère être réduite par une forme de régression plus complexe, nous devons admettre que les différences de taille observée entre parents ne sont pas l'unique cause de variation entre les tailles moyennes des fratries. Du point de vue biologique, rien ne s'oppose d'ailleurs à l'existence, chez des parents de même stature, de différences d'ordre génétique susceptibles d'affecter la taille de leurs enfants.

Nous reviendrons sur ces divers points dans nos conclusions. Pour l'instant nous nous contenterons de constater que, bien que moins élevée (1,55), la valeur correspondante de F trouvée par FISHER et GRAY pour 231 et 415 degrés de liberté respectivement, était également significative. Or, ces auteurs ont pu, grâce au nombre d'observations élevé dont ils disposaient, montrer que la variance résiduelle autour de la régression n'était pas susceptible d'être sensiblement réduite par une modification de la forme de régression choisie.

Rappelons que pour le calcul des coefficients de régression, les déviations des tailles des parents ont été mesurées à partir d'origines arbitraires. Cependant, afin de rendre les comparaisons possibles, il est préférable d'exprimer la régression en fonction des tailles moyennes des parents:

$$Y = b'_0 + b'_1 (x_1 - \bar{x}_1) + b'_2 (x_2 - \bar{x}_2) + b'_3 (x_1 - \bar{x}_1) (x_2 - \bar{x}_2) \quad (11)$$

Après développement et identification des coefficients des deux formes de régression, on obtient le groupe de transformation (12) qui donne les nouveaux coefficients de régression partielle en fonction des anciens et des valeurs de $\bar{x}_1$ et $\bar{x}_2$.

Or dans le cas présent:

$$\bar{x}_1 = 10,433369 \text{ cm}$$

$$\bar{x}_2 = 11,157959 \text{ cm}$$

Après exécution des calculs, l'équation de régression par rapport aux tailles moyennes des parents devient:

$$Y = -0,405774 + 0,263778 (x_1 - \bar{x}_1) + 0,441529 (x_2 - \bar{x}_2) + 0,018452 (x_1 - \bar{x}_1) (x_2 - \bar{x}_2)$$

ou, en millimètres:

$$Y = -4,057744 + 0,263778 (x_1 - \bar{x}_1) + 0,441529 (x_2 - \bar{x}_2) + 0,001845 (x_1 - \bar{x}_1) (x_2 - \bar{x}_2)$$

Une mesure de l'efficacité de la régression est donnée par la somme des

coefficients des deuxième et troisième termes :

$$b'_1 + b'_2 = b_1 + b_2 + (\bar{x}_1 + \bar{x}_2) b_3 = 0,705307$$

avec pour variance :

$$V_{b'_1 + b'_2} = \sigma^2 [c_{11} + c_{22} + (\bar{x}_1 + \bar{x}_2)^2 c_{33} + 2 c_{12} + 2 (\bar{x}_1 + \bar{x}_2) (c_{13} + c_{23})] \quad (14)$$

le carré moyen relatif aux déviations autour de la régression fournissant une estimation de σ^2 .

Le calcul numérique donne :

$$V_{b'_1 + b'_2} = 0,013154$$

variance correspondant à une erreur-type de 0,1147, suffisamment faible pour que la signification de l'efficacité de la régression ne puisse être mise en doute.

Le coefficient de régression relatif à la mère surpasse le coefficient relatif au père d'une quantité égale à :

$$b'_2 - b'_1 = b_2 - b_1 - (\bar{x}_2 - \bar{x}_1) b_3 = 0,177751$$

avec pour erreur-type :

$$\sigma_{b'_2 - b'_1} = 0,1925$$

Le quotient de cette différence par son erreur-type :

$$t_{[56]} = 0,923$$

montre que la supériorité apparente de la régression en faveur de la mère n'atteint cependant pas le seuil de signification statistique.

b) Analyse de la longueur de la tête (diamètre antéro-postérieur maximum).

Comme pour la mesure précédente, l'analyse porte sur les écarts y_{ij} entre la longueur de la tête observée et la valeur moyenne correspondante ajustée en fonction de l'âge et du sexe. La somme de ces déviations est égale à 13,5 mm. pour les 250 enfants composant les 60 familles étudiées, alors que la somme de leur carré vaut 7.824,77 mm². La variation totale de la longueur de la tête par rapport à la moyenne générale s'en déduit directement : sa valeur numérique donnée par la formule (1) est 7.824,04 mm².

Cette somme de carrés est la résultante de deux sources de variabilité :

- 1) La variation des déviations des mesures corrigées par rapport à la moyenne de chaque fratrie ou somme des carrés à l'intérieur des fratries.
- 2) La variation des moyennes des mesures corrigées de chaque fratrie ou somme des carrés entre les fratries.

Cette deuxième composante, calculée à partir de la formule (2) est égale à 4.102,27 mm².

Par différence, on obtient la variation à l'intérieur des fratries. Le tableau 6 résume l'analyse de la variance qui s'en déduit directement.

Tableau 6 - Analyse de la variance de la longueur de la tête.

Origine de la variation	Degrés de liberté	Somme des carrés (mm ²)	Carré moyen (mm ²)
Intérieur des fratries	190	3.721,77	19,59
Entre les fratries	59	4.102,27	69,53
Total	249	7.824,04	-

La variance résiduelle estimée est égale à 19,59 mm² et l'écart-type correspondant se monte à 4,43 mm.

Comme il fallait s'y attendre la variation des mesures entre les fratries est sensiblement plus forte. Le rapport des carrés moyens $F = 3,55$ est nettement significatif ($P < 0,001$).

Il est probable que l'excédent de variation entre les moyennes des fratries soit partiellement dû aux différences que présentent la mesure de la longueur de la tête chez les parents directs des enfants composant ces fratries. La variation consécutive à ces différences est facilement mise en évidence par l'ajustement des mesures corrigées des enfants en fonction de la longueur de la tête de leurs pères et mères respectifs. Il restera ensuite à comparer la variance résiduelle autour de la régression à la variance irréductible observée à l'intérieur des fratries.

Pour les raisons déjà indiquées, un terme en $x_1 x_2$, susceptible de mettre en évidence un biais attribuable à un facteur dominant, est ajouté à la forme de régression par ailleurs simplement linéaire en x_1 et x_2 :

$$y = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + b_3 x_1 x_2 \quad (4)$$

où x_1 et x_2 représentent respectivement la longueur de la tête du père et de la mère à partir d'une origine arbitraire (167 mm pour x_1 et 169 mm pour x_2).

Les quatre coefficients de régression partielle sont obtenus à partir des coefficients numériques (exprimés en millimètres) de la matrice (5):

250	5.816	3.020	70.471
5.816	144.916	70.471	1.756.237
3.020	70.471	42.702	997.145
70.471	1.756.237	997.145	24.791.347

La matrice inverse de covariance en résulte par résolution successive des quatre systèmes d'équations linéaires. Après multiplication de tous les coefficients par 10^3 , il vient :

$$\begin{array}{llll} c_{00} = 429,175053 & c_{10} = -17,503629 & c_{20} = -31,813119 & c_{30} = 1,299584 \\ c_{01} = -17,503629 & c_{11} = 0,762674 & c_{21} = 1,300617 & c_{31} = -0,056586 \\ c_{02} = -31,813119 & c_{12} = 1,300617 & c_{22} = 2,743670 & c_{32} = -0,112061 \\ c_{03} = 1,299584 & c_{13} = -0,056586 & c_{23} = -0,112061 & c_{33} = 0,004862 \end{array}$$

De plus, les sommes des produits des mesures corrigées y_{ij} avec les valeurs de x_{1i} et x_{2i} qui leur correspondent ont pour expressions numériques, les mesures étant prises en millimètres :

$$\begin{array}{ll} \sum_i \sum_j y_{ij} = 13,5 & \sum_i x_{1i} \sum_j y_{ij} = 1.869,7 \\ \sum_i x_{2i} \sum_j y_{ij} = 3.222,2 & \sum_i x_{1i} x_{2i} \sum_j y_{ij} = 76.504,9 \end{array}$$

Les coefficients de régression partielle se calculent à partir de la relation linéaire :

$$b_i = 13,5 c_{0i} + 3.222,2 c_{1i} + 1.869,7 c_{2i} + 76.504,9 c_{3i}$$

En donnant successivement à l'indice i les valeurs 0, 1, 2 et 3, on obtient :

$$b_0 = -10,663064 \quad b_1 = 0,323849 \quad b_2 = 0,317994 \quad b_3 = -0,002336$$

La régression ainsi déterminée permet de réduire la somme des carrés entre les fratries d'une quantité définie par la formule (9), soit en millimètres carrés :

$$13,5 b_0 + 3.222,2 b_1 + 1.869,7 b_2 + 76.504,9 b_3 - \frac{13,5^2}{250} = 1.314,70 \text{ mm}^2$$

La contribution du terme en $x_1 x_2$ à cette somme de carrés globale est égale à :

$$\frac{b_3^2}{c_{33}} = 1,12 \text{ mm}^2$$

La somme des carrés propre aux deux coefficients de régression linéaire s'obtient en déduisant la contribution de b_3 de la variation globale relative à la régression. De même, la variation résiduelle autour de la régression est le complément de cette variation globale à la somme des carrés mesurée entre les fratries.

L'analyse de la variance de la longueur de la tête se présente alors comme indiqué au tableau 7.

La signification statistique de la régression linéaire est clairement mise en évidence par ce tableau sans qu'il soit nécessaire de la tester.

Contrairement au résultat obtenu dans l'analyse de la taille, le coefficient de régression partielle b_3 du terme en $x_1 x_2$ est négatif. Nous serions donc ici en présence d'un biais en dominance positif. Cependant, le carré moyen attribué à b_3 est extrêmement faible et le calcul de t montre que ce coefficient est loin d'être statistiquement significatif :

$$t_{[56]} = \sqrt{\frac{1,12}{49,78}} = 0,15$$

Tableau 7 — Analyse de la variance de la longueur de la tête.

Origine de la variation	Degrés de liberté	Somme des carrés (mm ²)	Carré moyen (mm ²)
Intérieur des fratries	190	3.721,77	19,59
Déviatiön de la régression	56	2.787,57	49,78
Terme en $x_1 x_2$	1	1,12	1,12
Régression linéaire	2	1.313,58	659,79
Total	249	7.824.04	-

Le tableau 7 montre encore que le carré moyen relatif aux déviations autour de la régression (49,78) est supérieur au carré moyen mesuré à l'intérieur des fratries (19,59). Leur quotient :

$$F = 2,54 \text{ avec } n_1 = 56 \text{ et } n_2 = 190$$

est largement significatif ($P < 0,001$).

FISHER et GRAY ont trouvé une valeur correspondante de F égale à 1,58 pour 236 et 415 degrés de liberté respectivement.

La variation observée entre la longueur moyenne de la tête des fratries ne s'explique donc pas uniquement par les différences de mesure que présentent les parents.

Pour des raisons de comparabilité il est bon d'exprimer la régression par rapport aux mesures moyennes des parents. Comme dans l'analyse de la taille, la nouvelle équation est de la forme :

$$Y = b'_0 + b'_1 (x_1 - \bar{x}_1) + b'_2 (x_2 - \bar{x}_2) + b'_3 (x_1 - \bar{x}_1) (x_2 - \bar{x}_2)$$

Les coefficients b'_i sont donnés par la formule (11), sachant que :

$$\bar{x}_1 = 23,264 \text{ mm}$$

$$\bar{x}_2 = 12,080 \text{ mm}$$

L'équation de régression prend alors la forme numérique suivante (en millimètres) :

$$Y = 0,055987 + 0,352063 (x_1 - \bar{x}_1) + 0,372328 (x_2 - \bar{x}_2) - 0,002336 (x_1 - \bar{x}_1) (x_2 - \bar{x}_2).$$

La somme des coefficients des deuxième et troisième termes fournit une mesure de l'efficacité de la régression :

$$b'_1 + b'_2 = 0,724391$$

valeur largement significative, l'erreur-type correspondante n'étant que de 0,1137.

Le coefficient de régression maternelle b'_2 est très légèrement supérieure au coefficient paternel b'_1 .

$$b'_2 - b'_1 = 0,020265$$

Cette différence est statistiquement sans signification. En effet, son erreur-type se monte à 0,1164 et le quotient de ces deux valeurs donne :

$$t[ss] = 0,17$$

correspondant à une probabilité comprise entre 0,80 et 0,90.

c) Analyse de la largeur de la tête (diamètre transverse maximum).

Pour les 250 enfants ayant fourni cette mesure la somme des écarts y_{ij} entre la largeur de la tête observée et la valeur moyenne correspondante, ajustée en fonction de l'âge et du sexe, est égale à 11,4 mm. La somme des carrés de ces mêmes écarts se monte à 7.611,94 mm². La variation totale par rapport à la moyenne générale est donnée par la formule (1):

$$7.611,94 - \frac{11,4^2}{250} = 7.611,42 \text{ mm}^2$$

La somme des carrés entre les fratries s'obtient comme indiqué dans l'analyse des mesures précédentes, et l'analyse de la variance telle que la présente le tableau 8 s'en déduit directement.

Tableau 8 — Analyse de la variance de la largeur de la tête.

Origine de la variation	Degrés de liberté	Somme des carrés (mm ²)	Carré moyen (mm ²)
Intérieur des fratries	190	3.074,37	16,18
Entre les fratries	59	4.537,05	76,90
Total	249	7.611,42	-

La variance résiduelle n'est que de 16,18 mm² et l'écart-type correspondant est égal à 4,02 mm.

Comme pour les mesures précédentes, la variation est sensiblement plus forte entre les fratries qu'à l'intérieur des fratries. Le quotient des carrés moyens $F = 4,75$ montre que le seuil de signification statistique est largement dépassé ($P < 0,001$).

La part de variation entre les fratries due aux différences de mesure observées chez les parents sera mise en évidence par l'ajustement d'une régression linéaire aux données de base.

Comme pour les caractères précédents, l'équation choisie est de la forme :

$$y = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + b_3 x_1 x_2 \quad (4)$$

où x_1 et x_2 représentent respectivement la largeur de la tête du père et de la mère à partir d'une origine arbitraire (139 mm pour x_1 et 140 mm pour x_2).

Les coefficients de la matrice informative prennent les valeurs numériques suivantes (en millimètres) :

250	4.853	2.863	56.859
4.853	102.515	56.858	1.214.036
2.863	56.858	39.559	793.444
56.858	1.214.036	793.444	16.964.098

et la matrice inverse de covariance devient après multiplication par 10^3 :

$c_{00} = 263,468285$	$c_{10} = -13,109255$	$c_{20} = -21,513786$	$c_{30} = 1,061349$
$c_{01} = -13,109255$	$c_{11} = 0,716251$	$c_{21} = 1,068488$	$c_{31} = -0,057296$
$c_{02} = -21,513786$	$c_{12} = 1,068488$	$c_{22} = 2,165268$	$c_{32} = -0,105634$
$c_{03} = 1,061349$	$c_{13} = -0,057296$	$c_{23} = -0,105634$	$c_{33} = 0,005543$

Les sommes de produits données par la formule (6) ont respectivement pour expression numérique :

$$11,4 \quad 2.745,4 \quad 3.395,4 \quad 91.393,3$$

Les coefficients de régression partielle b_i sont alors donnés par la relation linéaire :

$$b_i = 11,4 c_{0i} + 2,745,4 c_{1i} + 3.395,4 c_{2i} + 91,393,3 c_{3i}$$

Après calcul, il vient :

$$\begin{aligned} b_0 &= -9,034352 \\ b_1 &= 0,208435 \\ b_2 &= 0,385954 \\ b_3 &= 0,002699 \end{aligned}$$

La régression que définissent ces coefficients réduit la somme des carrés mesurée entre les fratries d'une quantité facilement calculée par application de la formule (8) :

$$11,4 b_0 + 2.754,4 b_1 + 3.395,4 b_2 + 91,393,3 b_3 - \frac{11,4^2}{250} = 2.025,87 \text{ mm}^2$$

La contribution du terme en $x_1 x_2$ n'est que de :

$$\frac{b_3^2}{c_{33}} = 1,31 \text{ mm}^2$$

L'analyse finale de la variance s'obtient alors par différences successives. Le résultat des calculs est donné dans le tableau 9.

Comme on le voit, le carré moyen relatif aux déviations autour de la régression reste sensiblement plus élevé que la variation mesurée à l'intérieur des fratries. Le quotient des deux carrés moyens correspondants $F = 2,77$ est largement significatif ($P < 0,001$ pour $n_1 = 56$ et $n_2 = 190$). La valeur correspondante obtenue par FISHER et GRAY est également statistiquement significative ($F = 1,94$ pour $n_1 = 219$ et $n_2 = 415$).

Tableau 9 – Analyse de la variance de la largeur de la tête.

Origine de la variation	Degrés de liberté	Somme des carrés (mm ²)	Carré moyen (mm ²)
Intérieur des fratries	190	3.074,37	16,18
Déviati on de la régression	56	2.511,18	44,84
Terme en $x_1 x_2$	1	1,31	1,31
Régression linéaire	2	2,024,56	1.012,28
Total	249	7.611,42	-

La signification de la régression linéaire ne peut pas être mise en doute. Il n'y a donc pas lieu de la tester.

Le coefficient de régression partielle b_3 du terme en $x_1 x_2$ est positif comme le coefficient correspondant rencontré lors de l'analyse de la taille. La largeur de la tête présenterait un biais en dominance négatif. Le doute subsiste cependant, car le tableau 9 montre que ce coefficient participe pour une très faible part à la somme des carrés de régression. Le calcul de t révèle, en fait, qu'il n'est pas significatif :

$$t_{[56]} = \sqrt{\frac{1,31}{44,84}} = 0,17$$

ce qui correspond à une probabilité comprise entre 0,80 et 0,90.

Il reste à exprimer la régression par rapport aux valeurs moyennes des mesures relatives aux parents. Les nouveaux coefficients de régression partielle b'_i sont calculés à partir du groupe de formules (12) à l'aide des valeurs :

$$\begin{aligned} \bar{x}_1 &= 19,412 \text{ mm} \\ \bar{x}_2 &= 11,452 \text{ mm} \end{aligned}$$

Le millimètre étant pris pour unité de calcul, il vient :

$$b'_0 = 0,031738$$

$$b'_1 = 0,239344$$

$$b'_2 = 0,438347$$

$$b'_3 = 0,002699$$

et l'équation de régression s'écrit, sous sa nouvelle forme :

$$Y = 0,031738 + 0,239344 (x_1 - \bar{x}_1) + 0,438347 (x_2 - \bar{x}_2) + 0,002699 (x_1 - \bar{x}_1)(x_2 - \bar{x}_2).$$

La somme des coefficients de régression partielle relatifs au père et à la mère se monte à :

$$b'_1 + b'_2 = 0,677691$$

avec une erreur-type qui n'atteint que 0,1040 dans la même unité de mesure. L'efficacité de la régression est donc évidente, sans qu'il soit nécessaire de la tester.

Comme pour les caractères précédents, la régression maternelle exprimée par le coefficient b'_2 surpasse la régression paternelle mesurée par le coefficient b'_1 :

$$b'_2 - b'_1 = 0,199003$$

Cette différence est sensiblement plus accentuée que dans le cas de la taille ou de la longueur de la tête. Son erreur-type est égale à :

$$s_{b'_2 - b'_1} = 0,1209$$

Leur quotient : $t_{[56]} = 1,65$

montre que le seuil de signification est presque atteint ($0,10 < P < 0,20$).

d) Analyse de la largeur de la face (diamètre bizygomatique).

Les écarts y_{ij} entre la largeur de la face mesurée et la valeur moyenne ajustée pour l'âge et le sexe correspondants ont pour somme $-20,4$ mm. La somme de leurs carrés est égale à $5.236,30$ mm². La variation totale exprimée par rapport à la moyenne générale des 250 observations vaut donc :

$$5.236,30 - \frac{20,4^2}{250} = 5.234,64 \text{ mm}^2$$

La fraction de cette somme de carrés qu'il faut attribuer aux différences observées entre les mesures corrigées moyennes des différentes fratries s'obtient facilement par la méthode déjà décrite. L'analyse de la variance suivante (tableau 10) s'en déduit par simple différence.

Tableau 10 — Analyse de la variance de la largeur de la face.

Origine de la variation	Degrés de liberté	Somme des carrés (mm ²)	Carré moyen (mm ²)
Intérieur des fratries	190	2.350,25	12,37
Entre les fratries	59	2.884,39	48,89
Total	249	5.234,64	-

Des quatre caractères étudiés, c'est la largeur de la face qui présente la variance résiduelle la plus faible. Elle est estimée à 12,37 mm² ce qui correspond à un écart-type de 3,52 mm.

Comme pour les trois autres mesures la supériorité du carré moyen relatif aux différences observées entre les fratries est très largement significative ($F_{59, 190} = 3,95$ et $P < 0,001$).

Il semble plausible d'attribuer, en partie du moins, cette supériorité aux différences dans la largeur de la face que présentent les parents eux-mêmes.

Soient x_1 et x_2 les mesures respectives de ce caractère chez le père et la mère à partir d'une origine arbitraire (130 mm pour x_1 et 123 mm pour x_2). L'ajustement de la largeur moyenne de la face des différentes fratries en fonction des mesures correspondantes de leurs parents sera, comme pour les caractères déjà étudiés, de la forme linéaire (4).

La matrice informative est donnée par le groupe de formules (5). Sa valeur numérique est ici :

250	3.259	2.531	33.610
3.259	48.453	33.610	508.894
2.531	33.610	30.407	406.592
33.610	508.894	406.592	6.266.220

et la matrice inverse de covariance qui s'en déduit a pour expression numérique (chaque coefficient ayant été multiplié par 10^3) :

$c_{00} = 147,561159$	$c_{10} = -10,024757$	$c_{20} = -11,369578$	$c_{30} = 0,760393$
$c_{01} = -10,024757$	$c_{11} = 0,823128$	$c_{21} = 0,751588$	$c_{31} = -0,061846$
$c_{02} = -11,369578$	$c_{12} = 0,751588$	$c_{22} = 1,127540$	$c_{32} = -0,073217$
$c_{03} = 0,760393$	$c_{13} = -0,061846$	$c_{23} = -0,073217$	$c_{33} = 0,005695$

Par ailleurs, les sommes de produits de la formule (6) sont respectivement égales à :

$$-20,4 \quad 1.352,3 \quad 1.429,8 \quad 39,118,2$$

Les coefficients de régression partielle b_i sont alors donnés par la relation linéaire :

$$b_i = -20,4 c_{0i} + 1.352,3 c_{1i} + 1.429,8 c_{2i} + 39.118,2 c_{3i}$$

Après exécution des calculs, il vient :

$$b_0 = - 3,071669$$

$$b_1 = - 0,027568$$

$$b_2 = - 0,004246$$

$$b_3 = - 0,025234$$

La régression linéaire en x_1 , x_2 et $x_1 x_2$, définie par ces quatre coefficients, réduit la somme des carrés observée entre les mesures moyennes des fratries d'une quantité égale à :

$$- 20,4 b_0 + 1.352,3 b_1 + 1.429,8 b_2 + 39.118,2 b_3 - \frac{20,4^2}{250} = 1.006,41 \text{ mm}^2$$

La contribution du terme en $x_1 x_2$ est relativement élevée :

$$\frac{b_3^2}{c_{33}} = 111,81 \text{ mm}^2$$

La variation propre à la régression linéaire est isolée par différence. L'analyse finale de la variance est présentée dans le tableau 11.

Comme précédemment, la signification statistique de la régression linéaire ne peut être mise en doute. Il n'est pas nécessaire de la tester. Il y a donc corrélation certaine entre la largeur de la face des enfants et celle de leurs parents.

Tableau 11 — Analyse de la variance de la largeur de la face.

Origine de la variation	Degrés de liberté	Somme des carrés (mm ²)	Carré moyen (mm ²)
Intérieur des fratries	190	2.350,25	12,37
Déviation de la régression	56	1.879,64	33,57
Terme en $x_1 x_2$	1	111,81	111,81
Régression linéaire	2	892,94	446,47
Total	249	5.234,64	-

Le coefficient de régression partielle b_3 est positif. Il y aurait donc présence d'un biais en dominance négatif. En valeur absolue, ce coefficient est le plus élevé que nous ayons rencontré dans cette étude. Le calcul de t montre d'ailleurs qu'il atteint presque le seuil de signification statistique :

$$t_{[56]} = \sqrt{\frac{111,81}{33,57}} = 1,83$$

et la probabilité correspondante est comprise entre 0,05 et 0,10.

Le tableau 11 montre encore que le carré moyen propre aux déviations autour de la régression est près de trois fois supérieur à la variance résiduelle mesurée à l'intérieur des fratries. De même que pour les trois caractères déjà étudiés, cette supériorité est nettement significative :

$$F = 2,71 \text{ avec } n_1 = 56 \text{ et } n_2 = 190$$

correspondant à une probabilité inférieure à 0,001.

Pour le même caractère, FISHER et GRAY ont également trouvé une valeur de F statistiquement significative ($F = 2,00$ pour respectivement 207 et 415 degrés de liberté).

Par conséquent, les différences dans la largeur de la face que présentent les parents ne peuvent à elles seules rendre compte des variations observées entre les largeurs moyennes de la face des diverses fratries.

Exprimée par rapport aux mesures moyennes des parents, l'équation de régression aura pour coefficients :

$$\begin{aligned} b'_0 &= -0,143765 \\ b'_1 &= 0,227899 \\ b'_2 &= 0,324702 \\ b'_3 &= 0,025234 \end{aligned}$$

Ces nouveaux coefficients de régression partielle sont donnés par le groupe de formules (11) où les mesures moyennes ont pour valeur :

$$\begin{aligned} \bar{x}_1 &= 13,036 \text{ mm} \\ \bar{x}_2 &= 10,124 \text{ mm} \end{aligned}$$

La régression est alors déterminée par l'équation :

$$Y = -0,143765 + 0,227899 (x_1 - \bar{x}_1) + 0,324702 (x_2 - \bar{x}_2) + 0,025234 (x_1 - \bar{x}_1)(x_2 - \bar{x}_2)$$

Son efficacité peut être mesurée par la somme des coefficients de régression partielle relatifs au père et à la mère :

$$b'_1 + b'_2 = 0,552601$$

Comme pour les caractères précédents, cette somme est largement significative, son erreur-type n'atteignant que 0,0921.

Le coefficient de régression maternelle b'_2 est à nouveau supérieur au coefficient paternel correspondant b'_1 . La différence :

$$b'_2 - b'_1 = 0,014418$$

à un écart-type égal à 0,1201 et n'est donc pas significative. En effet :

$$t [s_6] = 0,81$$

Cette valeur correspond à une probabilité comprise entre 0,40 et 0,50.

6. ANALYSE COMPARATIVE ET CONCLUSIONS

Il nous a paru intéressant de grouper séparément selon leur nature les divers résultats obtenus dans l'étude des quatre caractères anthropométriques considérés et de les comparer aux résultats correspondants obtenus par FISHER et GRAY (1937) à partir de mesures prises sur 752 enfants de familles siciliennes.

D'une façon générale, la variabilité totale observée dans nos mesures est du même ordre de grandeur que celle des mesures analysées par FISHER et GRAY. Comme le montre le tableau 12, la variation résiduelle prise à l'intérieur des fratries est légèrement inférieure dans notre matériel pour la taille et la longueur de la tête, mais sensiblement supérieure pour la largeur de la tête. Dans tous les cas, nous avons obtenu un carré moyen entre les fratries nettement plus élevé que le carré moyen correspondant donné par FISHER et GRAY. Ainsi que nous l'avons déjà indiqué, le rapport F des deux variations est significatif au seuil de probabilité 0,001 pour chacun des caractères anthropométriques retenus dans le cas de l'un et l'autre matériel. Le tableau 12 résume l'analyse à ce stade.

Tableau 12 - Comparaison des carrés moyens relatifs aux quatre mesures.

Origine de la variation	Taille (cm ²)		Longueur de la tête (mm ²)		Largeur de la tête (mm ²)		Largeur de la face (mm ²)	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Entre les fratries	60,40	90,76	54,44	69,53	33,04	76,90	34,52	48,89
Intérieur des fratries	30,65	22,37	24,48	19,59	10,83	16,18	11,78	12,37
Quotient F	1,97	4,06	2,22	3,55	3,05	4,75	2,93	3,95
Degrés de liberté								
n ₁	336	59	335	59	335	59	335	59
n ₂	415	185	415	190	415	190	415	190
Colonnes (1) : résultats obtenus par Fisher et Gray ou calculés sur leurs données; Colonnes (2) : nos résultats.								

Pratiquement, ces résultats laissent supposer l'existence de facteurs de discrimination responsables d'une similitude de mesure anthropométrique significativement plus grande entre frères et sœurs de mêmes parents qu'entre enfants de familles différentes. Si l'on admet que tous les effets dus à l'action du milieu sont distribués au hasard, une différence significative entre la variabilité mesurée à l'intérieur des fratries et la variabilité correspondante mesurée d'une fratrie à l'autre est alors l'indice certain d'une plus grande similitude dans la composition génétique des enfants d'une même famille.

L'étude de la relation liant la mesure d'un caractère anthropométrique de l'enfant à celle du même caractère observée chez ses parents se ramène essentiellement à la détermination et à l'examen d'un groupe de coefficients de régression partielle. Le tableau 13 reproduit ces coefficients aussi bien pour les régressions calculées par FISHER et GRAY que pour les nôtres.

Tableau 13 — Comparaison des divers coefficients de régression.

Coefficients de régression	Taille		Longueur de la tête		Largeur de la tête		Largeur de la face	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
b'_1	0,269	0,264	0,284	0,352	0,271	0,239	0,287	0,228
b'_2	0,348	0,442	0,330	0,372	0,302	0,438	0,294	0,325
b'_3	0,00086	0,00185	-0,00320	-0,00234	0,00889	0,00270	0,00270	0,02523
Colonnes (1) : résultats obtenus par Fisher et Gray ; colonnes (2) : nos résultats.								

Nos coefficients de régression partielle b'_1 relatifs au père sont légèrement moins élevés que ceux de Fisher et Gray, sauf toutefois dans le cas de la longueur de la tête. Par contre, les coefficients b'_2 relatifs à la régression maternelle calculés à partir de notre matériel sont tous sensiblement plus élevés.

Tous les coefficients de régression partielle donnés dans le tableau 13 sont statistiquement significatifs. La transmission héréditaire de quelques caractères anthropométriques des parents à l'enfant est ainsi clairement mise en évidence. Cette relation n'est cependant pas aussi étroite que l'on pourrait s'y attendre. En effet, d'après nos observations la régression paternelle moyenne calculée sur la base des quatre caractères étudiés n'est que de 0,271. La régression maternelle moyenne est plus élevée, mais ne dépasse pas 0,394. En d'autres termes, 27 % et 39 % seulement des accroissements ou réductions de mesure observées respectivement chez les pères et mères se retrouvent chez leurs enfants. Nous sommes en présence de la tendance, déjà signalée par Galton, à un retour vers la valeur moyenne générale des mesures relatives aux enfants.

Il est à remarquer que pour les quatre caractères les coefficients de régression maternelle b'_2 sont supérieurs aux coefficients de régression paternelle b'_1 dans le cas de l'un et l'autre matériel étudié. Il semblerait donc que les mesures anthropométriques des enfants seraient plus étroitement liées aux mesures correspondantes de la mère qu'à celles du père. La question se pose alors de savoir si cette supériorité est statistiquement significative.

Tableau 14 - Test de la supériorité de la régression maternelle.

Caractère anthropométrique	(1)				(2)			
	$b'_2 - b'_1$	s	t	n	$b'_2 - b'_1$	s	t	n
Taille	0,079	0,0656	1,21	231	0,178	0,1691	1,05	56
Longueur de la tête	0,042	0,0566	0,73	236	0,020	0,1164	0,17	56
Largeur de la tête	0,030	0,0509	0,60	219	0,199	0,1209	1,65	56
Largeur de la face	0,007	0,0518	0,14	207	0,097	0,1201	0,81	56
Colonnes (1): résultats obtenus par Fisher et Gray; colonnes (2): nos résultats.								

Pour chacun des caractères les excédents de régression maternelle et leurs écart-types sont reproduits dans le tableau 14. La lecture d'une table de t montre que la probabilité d'aucune des valeurs calculées de t n'atteint le seuil de signification de 0,05 pour le nombre de degrés de liberté correspondant. La réalité du phénomène ne peut donc être affirmée sur la base des observations dont nous disposons. Elle ne peut cependant pas non plus être niée. Il est même possible de dire que si des résultats analogues étaient obtenus sur d'autres matériels anthropométriques suffisamment étendus, l'étude de l'agrégat des divers tests correspondants par la méthode décrite par Fisher (1954)¹ fournirait une probabilité susceptible d'atteindre le seuil de signification.

Ainsi qu'on l'a vu dans le tableau 13, les coefficients de régression partielle b'_i sont très faibles pour tous les caractères considérés. Il est à remarquer que seul le coefficient relatif à la longueur de la tête est négatif, et ceci pour l'un et l'autre matériel étudié. La plus forte valeur de b'_i nous a été fournie par la régression relative à la largeur de la face.

En ce qui concerne, cependant, l'interprétation génétique de ces coefficients, nos résultats ne sont pas plus décisifs que ceux de Fisher et Gray. En effet, comme le montre le tableau 15, les valeurs de t sont trop faibles dans tous les cas pour que leur probabilité associée puisse atteindre le seuil de signification statistique de 0,05.

¹) Section 21. 1: The Combination of Probabilities from Tests of Significance.

Tableau 15 – Signification statistique de b'_3 , valeurs de t .

Caractère anthropométrique	(1)		(2)	
	t	n	t	n
Taille	1,15	231	1,41	56
Longueur de la tête	0,47	236	0,15	56
Largeur de la tête	1,39	219	0,17	56
Largeur de la face	1,07	207	1,83	56
Colonnes (1) : résultats obtenus par Fisher et Gray ; (2) nos résultats.				

Bien que l'effet d'un biais de dominance dans la transmission héréditaire des caractères anthropométriques considérés n'ait pas été mis clairement en évidence par notre analyse, rien ne permet d'affirmer l'absence complète d'un tel biais. Remarquons que la combinaison des probabilités relatives aux valeurs de t obtenues pour la taille rend presque possible le rejet de l'hypothèse de nullité : la probabilité résultante est en effet voisine de 0,15. Dans le cas de la largeur de la face, cette probabilité est encore plus faible et est très proche de 0,10.

Il y aurait donc lieu d'entreprendre une analyse analogue sur de nouvelles populations, si l'obtention d'un résultat plus net était souhaité à ce propos.

L'expression des mesures anthropométriques des enfants en fonction de celles de leurs parents à l'aide d'équations de régression nous a permis de réduire dans une certaine proportion la variabilité observée entre les fratries. Cependant, le tableau 16 montre que les déviations de régression restent toutes sensiblement supérieures aux carrés moyens mesurés à l'intérieur des fratries. Les valeurs calculées du quotient F indiquent même que cette supériorité est largement significative dans tous les cas.

Tableau 16 – Comparaison des carrés moyens après calcul des régressions.

Origine de la variation	Taille (cm ²)		Longueur de la tête (mm ²)		Largeur de la tête (mm ²)		Largeur de la face (mm ²)	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Dévi- ation de régres- sion	47,48	56,38	38,70	49,78	20,99	44,84	23,58	33,57
Intérieur des fratries	30,65	22,37	24,48	19,59	10,83	16,18	11,78	12,37
Quotient F	1,55	2,52	1,58	2,54	1,94	2,77	2,00	2,71
Degrés de liberté n_1	231	56	236	56	219	56	207	56
n_2	415	185	415	190	415	190	415	190

Il est bien évident qu'un tel résultat pourrait être la conséquence d'un manque d'efficacité de nos ajustements par équations de régression simplement linéaires. Nous avons pourtant de bonnes raisons pour croire que la variance résiduelle ne serait que très peu réduite par une forme de régression plus complexe. En effet, Fisher et Gray, qui disposaient pour leur étude d'un nombre d'observations sensiblement plus élevé que nous, ont pu isoler pour chacun des caractères les variations moyennes entre les fratries dont les parents présentaient des mesures anthropométriques égales. Ils ont montré ensuite que ces variations n'étaient dans aucun cas significativement inférieures aux carrés moyens résiduels mesurés autour de la régression correspondante et en ont conclu qu'une modification de la forme de la fonction ajustée n'était pas susceptible de réduire d'une quantité appréciable ces variances résiduelles. Or, la lecture d'une table de F montre que les valeurs du quotient calculées sur les données de ces auteurs et reproduites dans le tableau 16 sont toutes statistiquement significatives.

Nous admettons donc que, pour un caractère anthropométrique donné, il n'est pas possible de rendre la variance observée entre fratries comparable à la variance mesurée à l'intérieur des fratries en tenant uniquement compte dans son calcul de la relation d'ordre phénotypique existant de parents à enfants. D'ailleurs, comme l'ont fait remarquer Fisher et Gray, rien ne s'oppose du point de vue biologique à l'existence de structures génétiques différentes affectant un caractère anthropométrique chez des parents présentant des mesures identiques pour ce caractère.

Une analyse plus poussée des variations résiduelles de régression nous conduirait à étudier la relation statistique entre les mesures des enfants et celles de leurs grand-parents. En remontant ainsi d'une ou de plusieurs générations, il serait probablement possible d'attribuer à chacune d'elles sa composante spécifique dans la variance totale observée entre frères et sœurs de familles différentes.

Il serait sans doute osé d'attribuer une portée considérable aux conclusions qui viennent d'être exposées. Nous devons préciser qu'en entreprenant ce travail notre premier désir était avant tout de montrer par l'analyse d'un problème anthropométrique particulier que les moyens d'investigation offerts par la méthode statistique sont susceptibles de rendre de grands services dans l'étude et la vérification des diverses hypothèses que l'on peut être amené à formuler en génétique humaine. Il s'agit en effet par excellence, d'un domaine où la connaissance précise des variabilités en jeu est d'une importance fondamentale¹.

¹) «... L'hérédité humaine n'est pas encore susceptible d'une étude expérimentale, ... mais, même avec des organismes se prêtant à l'expérience et à des mesures, c'est seulement dans les cas les plus favorables que les facteurs distincts d'une variabilité fluctuante peuvent être définis et leurs effets étudiés par des méthodes mendéliennes ». (Fisher, R.A., *Statistical methods for research workers*, Oliver and Boyd, Edinburgh).

Par ailleurs, la concordance relativement bonne entre les résultats obtenus par Fisher et Gray et ceux de notre propre travail sont pour nous un élément de satisfaction non négligeable, bien qu'il ne nous ait pas été possible de donner une réponse plus catégorique aux problèmes laissés sans solution définitive par ces deux auteurs.

Nous tenons à exprimer ici à Monsieur le Professeur A. Linder, qui nous a suggéré cette étude, toute notre gratitude et nos sentiments de reconnaissance pour l'appui constant et inlassable ainsi que pour les encouragements et les conseils qu'il nous a donné sans réserve tout au long de ce travail.

Nos remerciements s'adressent également au Docteur K. Hägler qui a mis généreusement à notre disposition pour une longue durée un dossier personnel de fiches anthropométriques de grande valeur. Le soin avec lequel ces fiches ont été préparées nous a considérablement facilité le classement et le traitement des diverses mesures. De plus, nous nous sommes référé à plusieurs occasions avec profit à la vaste étude déjà publiée par le Dr K. Hägler (1941) sur la base du même matériel anthropométrique.

RÉSUMÉ

Les relations liant quelques mesures anthropométriques de l'enfant à celles de ses parents sont étudiées à l'aide de méthodes statistiques sur 60 familles d'une commune des Grisons (Suisse) groupant 250 descendants de première génération. Après suppression pour chaque caractère envisagé de l'effet de l'âge et du sexe, la variance estimée entre les fratries est réduite par l'ajustement d'une régression multiple aux mesures corrigées. La signification statistique des divers coefficients de régression partielle est testée. Un biais de dominance négatif est observé pour trois caractères mais n'est significatif dans aucun cas. De même, la régression maternelle est supérieure à la régression paternelle mais la différence n'est pas significative. Ces résultats sont conformes aux conclusions déjà exprimées par Fisher et Gray dans une étude analogue publiée en 1937. La variabilité des diverses mesures est étudiée dans chaque cas par une analyse de variance.

SUMMARY

Relations between parents and children in some anthropometrical measurements are studied by statistical methods in 60 families of a Swiss commune grouping 250 descendants of the first generation. For each character considered, the measurements are corrected by isolating age and sex effects.

Adjustment of a multiple regression formula to these corrected measurements reduces the estimated variance between fraternities. The significance of the various partial regression coefficients is tested. A negative bias of dominance is observed for three characters but is in no case significant. Regression on mother is larger than regression on father but again the difference is not significant. These results are in good agreement with the conclusions reached by Fisher and Gray in a similar study published in 1937. Variability of the various measurements is examined in each case by the method of analysis of variance.

ZUSAMMENFASSUNG

Die Beziehungen zwischen den Körpermassen von Eltern und Kindern werden mittels statistischer Verfahren an 60 Familien einer Gemeinde des Kantons Graubünden (Schweiz) untersucht, wobei 250 Nachkommen der ersten Generation einbezogen sind. Für jedes der in Betracht gezogenen Merkmale wird, nach Ausschaltung der Einflüsse des Alters und des Geschlechtes, die Streuung zwischen den Familien anhand einer mehrfachen Regression verkleinert. Die verschiedenen Regressionskoeffizienten werden statistisch geprüft. Bei drei Merkmalen ergibt sich eine negative Dominanzabweichung, die jedoch in keinem Falle statistisch gesichert erscheint. Die Regression hinsichtlich der Mutter ist grösser als jene hinsichtlich des Vaters; aber der Unterschied ist nicht statistisch gesichert. Diese Ergebnisse entsprechen den von Fisher und Gray in einer ähnlichen Untersuchung 1937 veröffentlichten Schlussfolgerungen. Die Streuungen der verschiedenen Körpermasse werden durch die Streuungszerlegung näher untersucht.

REFERENCES

- FISHER, R.A.: The correlation between relatives on the supposition of Mendelian inheritance. Transactions of the Royal Society of Edinburgh, 72, Part II (N° 15), 399-433, 1918.
- Statistical methods for research workers (12th edition), Oliver and Boyd, Edinburgh, 1954.
- FISHER, R.A. and GRAY, H.: Inheritance in man: Boas's data studies by the method of analysis of variance. Annals of Eugenics, 8, 74-93, 1937.
- FISHER, R.A. and YATES, F.: Statistical tables for biological, agricultural and medical research (4th edition), Oliver and Boyd, Edinburgh, 1953.
- HAGLER, K.: Anthropologische Studie über die Bewohner des Tavetsch, eine alpinen Hochtals im Kanton Graubünden (Schweiz). Arch. Klaus-Stift. f. Vererb.-Forsch., 16, 1-233, 1941.
- LINDER, A.: Statistische Methoden für Naturwissenschaftler, Mediziner und Ingenieure (2. Auflage), Birkhäuser, Basel, 1951.
- MATHER, K.: Biometrical genetics, the study of continuous variation, Methuen, London, 1949.

Adresse de l'auteur: Bernard GRAB, Dr ès sc. math., rue Hoffmann 3, Genève.

Annexe I. — Mesures anthropométriques des membres de 60 familles de la
Commune de Tavetsch.

N° d'ordre	Sexe	Age	Taille (cm)	Longueur de la tête (mm)	Largeur de la tête (mm)	Largeur de la face (mm)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
S E D R U N						
29	M	65	156,8	195	153	134
526	F	60	154,8	183	159	138
233	M	34	157,1	191	150	129
335	M	32	160,4	195	167	136
525	M	31	150,8	191	155	138
95	F	29	142,6	181	150	126
238	F	28	152,7	174	147	126
234	M	26	156,6	188	153	134
508	M	25	161,7	193	156	132
132	M	52	167,0	199	160	146
131	F	42	165,0	183	148	134
133	F	16	157,4	179	148	129
690	M	15	149,6	182	155	135
574	M	12	135,8	179	155	129
583	F	9	125,8	171	144	119
536	M	44	169,7	194	161	146
535	F	40	161,8	185	148	140
534	M	15	152,2	189	148	131
611	M	12	139,8	183	147	126
577	F	10	129,3	182	141	120
609	M	8	123,3	188	145	119
123	M	53	164,6	167	154	136
124	F	44	148,5	179	148	125
134	F	16	151,3	172	141	126
125	M	15	136,9	172	141	122
558	F	14	150,3	172	139	126
569	F	11	131,4	174	142	119
582	F	9	118,3	164	141	118

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
112	M	43	160,4	194	165	149
111	F	42	162,4	176	152	133
678	F	14	151,6	189	145	125
550	F	12	139,7	178	150	124
579	F	10	131,4	175	153	125
137	M	60	161,5	186	157	135
231	F	54	160,9	185	158	132
507	M	29	177,3	201	170	143
76	F	22	158,2	191	152	129
50	M	19	176,9	193	156	140
222	F	30	157,7	179	152	130
1	M	48	158,0	187	163	143
5	F	49	160,1	181	148	134
6	F	16	146,2	181	143	126
684	M	14	149,3	181	144	124
547	M	12	133,6	178	143	127
597	M	10	125,1	174	141	121
43	M	40	165,1	183	155	140
44	F	45	159,7	189	146	131
568	F	12	143,6	182	139	119
20	M	47	166,9	185	164	139
22	F	46	161,1	181	154	131
21	F	14	156,9	178	143	122
570	F	12	136,2	176	138	114
608	M	8	119,0	181	140	113
187	M	49	161,1	192	163	137
229	F	39	153,5	181	151	131
571	F	13	140,6	175	146	123
544	M	11	136,6	173	151	125
578	F	10	121,2	170	143	118
610	M	8	111,6	167	141	115
606	M	8	109,6	171	137	113
247	M	51	159,2	192	166	147
529	F	45	149,4	184	142	128
575	M	14	141,1	182	149	128
546	M	13	136,6	186	150	129

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
596	M	11	118,2	175	144	117
595	F	9	115,3	171	139	114
602	M	8	114,6	175	141	115
62	M	56	163,7	192	162	137
65	F	61	158,8	177	145	131
63	M	24	171,7	180	147	131
140	F	23	161,1	179	151	127
237	M	21	168,6	192	152	134
64	M	19	169,3	194	153	132
48	M	32	171,3	187	166	144
49	F	30	159,4	188	165	147
581	F	8	126,4	177	151	121
GONDA						
31	M	40	175,0	183	157	142
82	F	37	155,7	181	151	132
604	M	7	119,0	179	147	116
72	M	36	171,9	186	159	145
71	F	33	158,5	177	148	131
599	M	9	125,4	167	143	120
603	M	7	117,1	170	141	115
18	M	41	169,4	193	162	150
19	F	43	157,9	188	161	141
696	M	15	166,6	189	153	135
556	F	14	154,2	184	148	134
559	F	12	151,6	189	147	130
545	M	11	142,6	195	148	130
585	F	9	124,9	185	151	124
4	M	47	167,4	192	164	143
9	F	50	153,4	183	154	131
3	F	21	155,1	182	154	133
239	F	19	152,7	175	153	131
181	M	15	159,2	168	153	135
554	F	14	149,7	184	152	128
572	F	13	146,7	180	146	129

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
83	M	56	172,1	184	152	145
250	F	49	153,8	186	151	135
47	M	24	165,6	193	154	138
147	F	22	158,3	181	142	133
39	M	20	162,7	191	157	140
84	M	19	166,3	195	154	132
152	M	15	157,1	186	155	139
542	M	14	143,5	186	144	127
564	F	12	138,9	173	148	123
598	M	8	130,0	180	146	129
16	M	44	167,4	188	162	149
2	F	37	160,0	183	153	127
17	M	18	157,6	185	142	123
469	F	16	158,0	181	154	131
555	F	14	150,8	189	151	124
541	M	12	136,4	177	141	121
586	F	9	121,7	179	141	113
25	M	52	171,8	188	164	140
26	F	47	150,0	173	154	130
213	F	21	150,3	181	150	128
24	M	20	162,2	186	156	137
520	F	18	160,7	188	145	126
506	F	16	148,9	179	140	122
681	M	14	150,1	179	149	127
552	F	13	132,1	182	145	122
CAMISCHOLAS						
178	M	50	175,5	204	164	150
179	F	44	158,3	186	156	139
191	F	19	165,5	194	160	144
190	M	17	171,4	197	165	145
189	M	16	150,5	185	156	136
680	M	14	150,1	190	153	131
573	F	12	138,9	186	152	131
560	F	11	133,7	181	148	126
600	M	8	122,4	190	153	125
605	M	7	115,8	191	148	121

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
159	M	72	159,7	191	165	150
175	F	65	151,0	181	153	136
221	M	29	165,1	192	162	144
476	M	25	160,8	185	150	136
177	F	21	150,4	180	152	128
174	M	20	156,1	178	158	134
176	F	19	143,3	180	149	131
499	F	36	149,2	178	155	134
225	M	53	174,5	192	161	147
226	F	56	156,8	176	146	125
227	F	17	163,5	185	148	128
230	M	18	165,8	185	154	137
156	M	57	171,4	194	171	145
157	F	52	162,8	179	150	137
484	M	27	173,1	190	159	141
208	F	25	165,2	178	159	137
207	M	24	176,4	197	162	145
483	F	17	163,2	189	154	134
565	M	14	164,5	180	159	136
567	M	12	150,5	180	147	128
580	F	10	139,8	169	142	118
171	M	58	172,6	192	165	146
173	F	50	159,8	182	156	136
170	M	26	172,3	192	162	145
249	M	25	181,2	197	165	146
172	F	23	168,7	187	147	133
685	M	13	146,1	186	158	132
576	F	9	126,7	172	145	123
457	F	15	156,1	178	147	131
ZARCUNS						
460	M	57	161,5	184	149	136
464	F	57	148,6	181	145	129
461	F	23	150,8	177	148	128
463	F	21	152,2	175	156	130
118	M	46	179,8	191	155	149
475	F	43	160,7	177	160	134
120	M	19	181,9	194	160	143
121	M	18	169,5	189	153	135

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
122	M	17	172,4	192	159	142
119	F	14	158,9	180	150	130
691	M	13	152,1	186	158	132
699	F	8	124,5	172	143	119
RUERAS						
344	M	42	162,2	195	160	145
343	F	41	148,2	174	153	129
693	M	14		186	145	127
650	F	12	149,3	180	153	127
653	M	11	133,7	181	152	129
670	F	10	127,3	180	143	121
642	M	8	116,2	177	137	116
638	F	7	111,8	177	139	115
377	M	70	167,4	189	153	144
378	F	60	161,7	188	150	133
379	M	29	171,3	193	148	133
342	F	22	152,0	173	141	122
426	F	33	159,6	178	143	129
324	M	32	171,0	191	151	144
419	M	40	175,4	190	154	139
417	F	38	156,1	186	147	136
418	M	16	152,6	177	153	135
651	F	14	155,3	180	147	129
646	M	12	146,6	180	147	128
668	F	10	133,6	180	139	120
664	F	9	126,8	174	136	119
362	M	61	156,0	198	158	147
364	F	65	157,0	181	150	132
361	F	30	152,9	182	152	131
365	F	25	150,7	179	153	131
363	M	23	157,2	190	154	132
360	M	20	169,8	195	165	146
392	M	60	166,5	187	160	145
396	F	64	158,8	187	145	131
434	F	27	164,5	178	139	129
395	F	25	169,9	188	149	136
394	M	20	170,3	195	148	136
393	M	17	173,2	187	147	135

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
702	M	22	172,1	195	152	137
214	M	35	171,4	196	151	142
522	F	34	158,0	178	149	128
56	M	31	174,0	190	151	138
135	F	29	160,1	184	147	130
352	M	46	160,1	187	150	134
353	F	43	144,8	172	147	129
718	M	16	159,6	183	157	135
632	F	14	144,6	175	135	119
656	M	11	132,1	166	136	119
674	F	9	116,6	170	132	112
717	M	8	-	168	136	121
689	M	13	141,6	173	144	123
437	M	47	174,1	185	158	141
438	F	37	156,2	181	158	134
633	F	14	150,1	177	148	124
654	M	12	138,8	187	150	128
667	F	10	129,1	172	149	126
673	M	9	127,8	178	152	130
641	M	8	132,1	180	157	129
637	F	7	116,4	168	146	121
420	M	51	166,6	197	156	142
421	F	54	150,0	181	147	132
415	M	18	168,4	192	150	136
416	M	17	162,4	189	153	133
435	M	15	156,1	199	159	128
348	M	44	170,6	192	152	134
332	F	41	161,9	189	151	134
665	M	8	124,0	183	137	111
427	M	53	162,6	202	157	137
428	F	49	149,7	181	153	135
655	M	11	142,2	194	152	120
675	F	9	134,9	187	144	119
639	M	7	116,8	184	148	115
382	M	56	162,7	193	156	146
385	F	46	152,0	180	149	129
466	F	24	154,2	186	140	130

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
381	M	21	162,2	197	148	136
399	F	19	157,1	181	145	132
387	M	18	168,7	184	145	131
386	F	15	-	174	138	123
692	M	13	-	187	144	128
649	F	12	139,2	187	141	124
384	M	35	165,3	184	154	138
383	F	36	155,3	178	164	136
636	M	7	115,8	188	143	113
453	M	41	165,2	195	155	141
454	F	33	156,3	186	152	135
645	M	10	136,8	177	156	134
662	F	8	121,4	168	145	125
640	M	7	117,3	171	151	125
401	M	46	169,3	188	162	149
400	F	43	155,7	181	156	130
436	F	14	159,2	180	152	134
635	M	14	143,5	176	156	130
660	M	12	137,8	181	152	123
652	M	11	129,6	174	145	125
403	M	56	156,5	196	160	143
402	F	59	156,7	192	148	135
404	M	24	172,8	190	154	131
452	M	48	166,2	191	155	135
456	F	44	151,5	185	147	134
661	M	13	133,4	185	145	122
671	F	10	138,5	170	140	122
663	F	8	122,1	177	137	115
SELVA						
265	M	34	167,8	191	155	142
266	F	31	150,3	178	155	134
706	F	8	126,0	173	142	120

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
303	M	46	162,0	198	153	145
716	F	39	149,9	182	155	137
712	M	14	143,0	178	152	130
715	M	13	139,4	181	151	130
709	M	12	133,2	179	153	129
710	F	10	126,1	169	143	121
707	M	9	122,4	176	151	125
259	M	63	164,7	199	153	146
260	F	55	148,1	172	145	129
314	M	27	164,7	187	150	141
264	M	25	172,3	191	160	144
263	F	22	155,5	181	156	132
262	M	18	173,0	188	158	140
261	F	15	153,2	177	148	130
714	M	12	139,3	182	151	130
218	F	29	156,6	181	146	132
281	M	39	172,6	183	163	139
282	F	35	159,1	186	144	126
711	F	9	132,1	173	145	122
708	M	8	125,0	174	145	118
705	M	7	116,7	169	147	116
271	M	83	162,3	191	162	143
272	F	61	152,9	179	158	134
269	F	34	148,1	178	161	130
274	M	33	169,9	197	165	139
270	M	31	164,1	188	164	144
268	F	26	154,1	178	154	137
TSCHAMUT						
290	M	61	163,2	192	143	130
294	F	64	152,3	188	154	143
293	M	31	168,8	190	154	142
291	M	30	163,5	191	158	144
297	F	24	158,5	179	147	130
302	M	63	159,2	181	157	140
304	F	61	152,3	179	147	133
308	F	30	157,0	177	147	134
309	M	23	165,0	182	146	138

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
SURREIN						
479	M	56	156,3	186	157	144
487	F	53	151,0	178	159	141
486	F	23	155,4	179	151	133
480	M	22	174,9	184	164	146
481	M	19	163,6	184	158	136
482	M	18	157,3	191	157	128
562	M	15	151,4	180	159	133
592	M	8	125,1	174	150	126
500	M	45	164,2	190	158	139
501	F	39	155,5	173	144	127
589	F	11	123,9	176	141	114
593	M	8	123,4	177	138	115
594	M	7	114,0	171	135	115
488	M	43	174,3	186	161	142
489	F	39	154,3	188	159	138
566	M	14	146,1	175	147	131
612	M	13	136,3	187	145	129
549	F	12	132,5	175	144	123
587	M	10	132,2	184	149	128
588	F	9	122,1	179	146	124
491	M	43	162,6	194	139	131
490	F	40	153,0	169	147	125
607	M	8	116,0	182	135	109
700	M	7	107,0	171	130	111
497	M	65	156,8	184	158	140
493	F	58	158,7	196	158	140
79	M	34	170,4	188	158	135
74	M	32	173,0	190	160	142
CAVORGIA						
502	M	48	164,2	193	156	145
505	F	35	150,6	186	140	127
623	M	8	121,8	186	139	115

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
160	M	56	167,6	188	167	146
161	F	50	153,2	184	152	138
46	M	24	169,1	198	165	146
162	F	17	154,0	177	139	128
613	M	13	139,3	183	143	116
614	M	11	139,0	188	150	127
622	M	9	118,1	177	147	119
90	F	20	158,3	190	148	130
182	M	56	169,1	187	152	146
184	F	53	153,3	175	148	130
168	M	23	168,4	193	153	141
183	F	18	159,0	176	142	133
169	F	16	153,3	183	142	127
518	F	25	158,5	180	148	133
517	F	19	146,7	185	146	127
519	F	15	150,1	172	137	122
616	F	14	132,8	175	140	117
615	M	12	134,5	179	147	124
618	F	11	-	172	133	109
619	F	10	124,3	174	138	115
620	F	9	113,7	170	139	111
509	M	39	170,2	188	158	148
510	F	34	151,1	176	141	123
624	F	8	117,8	163	145	115
166	M	63	164,3	175	149	138
167	F	28	159,2	174	141	128
621	M	10	131,8	171	135	122
625	M	9	126,8	177	141	120
626	F	7	128,8	170	138	120

*Annexe II. — Mesures anthropométriques de 200 habitants de la Commune de
Tavetsch.*

N° d'ordre	Sexe	Age	Taille (cm)	Longueur de la tête (mm)	Largeur de la tête (mm)	Largeur de la face (mm)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
SEDRUN						
96	M	36	165,0	195	158	135
92	M	22	166,4	191	147	137
94	F	20	151,8	184	140	130
93	F	27	158,3	177	143	128
584	F	8	119,8	176	132	116
98	M	30	175,4	185	154	140
100	F	25	157,0	186	149	134
99	M	27	179,2	193	149	138
66	F	20	157,8	182	152	132
54	F	22	153,1	182	147	130
53	M	30	171,9	195	160	144
628	M	33	157,6	182	152	130
629	F	26	161,5	187	140	128
60	F	29	158,7	178	151	132
57	F	32	165,3	194	150	135
78	M	30	175,3	193	155	139
86	F	27	151,6	170	151	131
85	M	32	175,8	192	162	147
77	M	29	172,3	181	161	148
37	F	19	158,2	183	152	134
35	M	18	158,2	184	154	129
36	F	16	145,8	178	152	130
34	M	14	145,9	175	152	133
697	M	14	164,1	194	155	135
88	M	25	173,0	193	173	150
30	M	24	167,6	198	157	145
70	F	26	148,1	191	147	128
232	F	24	157,7	181	157	135
42	M	31	172,6	193	157	142
55	F	29	153,5	184	155	129
75	F	29	149,3	185	156	140
80	F	34	155,3	177	155	133
528	F	36	153,6	185	149	130
40	M	30	173,4	193	155	140
561	F	12	138,3	178	141	123

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
23	F	16	156,7	170	143	132
243	M	15	156,6	188	155	130
683	M	13	141,7	186	147	125
551	M	12	139,8	188	145	124
590	M	11	136,2	187	145	119
591	F	8	120,0	176	144	116
143	F	15	154,8	179	155	135
136	M	36	162,7	178	162	148
149	M	34	172,8	196	160	141
128	F	30	155,0	177	151	134
126	M	21	164,1	181	146	134
127	M	19	166,9	180	151	135
557	F	14	153,9	180	146	124
105	M	25	164,0	177	152	138
GONDA						
7	M	30	176,7	188	162	146
8	M	34	166,1	190	148	132
11	F	25	160,0	183	150	130
677	F	16	155,9	175	145	127
698	F	15	156,0	182	148	122
694	M	15	155,0	186	150	131
553	F	14	157,1	184	152	133
548	M	12	153,3	184	151	129
601	M	9	130,0	178	144	122
212	M	28	168,3	184	148	135
150	M	25	168,1	184	146	132
248	F	32	159,5	178	151	130
69	F	33	155,1	185	151	135
13	M	35	164,4	189	158	123
117	M	31	166,5	193	159	136
15	M	25	162,8	196	150	140
116	F	22	161,7	189	153	139
246	F	18	149,6	174	143	127
CAMISCHOLAS						
228	M	29	173,0	193	165	148
219	F	26	150,2	182	160	135
205	M	25	170,8	191	167	143
204	M	23	172,4	194	163	141
202	F	20	149,7	180	151	135
206	M	17	173,4	191	156	141
200	F	15	149,6	182	148	130

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
196	F	26	157,7	184	160	135
195	F	25	161,4	179	160	138
201	M	23	166,0	186	166	145
197	F	21	157,7	179	154	135
198	F	19	155,5	178	155	135
485	F	28	158,6	179	160	130
217	M	32	169,2	188	160	146
220	M	32	165,4	184	165	146
215	F	26	156,1	178	140	122
209	F	34	145,8	178	145	124
211	M	32	170,1	194	164	144
210	M	31	159,9	184	158	142
701	F	23	165,6	182	152	130
223	F	33	156,6	176	148	135
224	F	18	161,5	183	139	128
679	F	15	154,4	176	145	132
563	F	13	142,7	183	146	127
539	F	25	163,3	186	153	130
180	M	19	173,0	194	152	134
543	M	11	137,5	184	150	128
193	F	24	155,0	176	155	132
540	F	23	150,0	174	147	126
ZARCUNS						
472	F	36	151,7	188	152	136
473	M	35	158,0	185	156	135
474	F	29	151,0	177	146	129
459	M	29	162,5	186	153	135
462	M	28	171,3	193	159	149
RUERAS						
354	F	35	153,0	180	157	132
380	F	19	159,9	177	145	126
398	M	15	156,9	184	157	133
688	F	18	152,4	171	143	127
695	M	14	147,3	178	148	123
325	F	29	153,8	180	162	134
345	M	20	167,3	184	145	130
406	F	17	154,4	182	150	132
405	M	16	161,8	187	152	127
631	F	14	147,0	178	147	126
647	M	12	135,1	173	142	112
676	F	10	132,9	179	144	120
444	M	16	165,2	196	148	135

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
446	F	14	156,5	186	135	126
648	F	12	149,6	185	142	126
634	F	13	152,4	189	140	120
659	F	11	139,5	185	141	120
672	M	9	125,9	181	141	119
643	F	8	118,4	171	130	111
358	M	26	159,4	196	172	144
317	F	25	154,3	181	145	130
315	F	24	151,2	176	143	130
376	F	22	156,3	179	148	133
375	F	20	158,3	176	143	133
347	M	35	168,7	197	160	140
351	F	33	165,3	188	159	140
346	M	27	171,4	190	161	145
350	M	22	168,0	193	166	144
448	F	28	150,0	175	154	129
455	M	26	154,3	186	161	137
326	F	20	151,8	172	154	132
337	M	32	162,5	187	154	139
336	F	34	158,8	179	153	137
357	M	29	174,0	184	159	140
327	F	33	153,7	184	146	131
334	M	22	177,5	195	155	144
687	F	25	159,9	176	148	138
374	M	33	170,6	197	150	135
373	M	32	167,3	200	156	140
372	F	27	150,9	185	146	128
367	M	34	160,8	186	153	144
370	F	33	160,7	177	151	128
371	M	31	181,2	191	155	144
369	M	29	-	181	148	138
423	F	33	151,0	172	149	132
430	M	32	162,1	181	147	137
424	F	28	160,5	180	155	135
443	F	34	157,9	179	149	129
432	M	35	165,1	178	160	143
425	F	27	156,8	182	149	124
340	F	33	152,2	170	155	130
450	M	33	168,3	196	157	136
328	M	23	159,3	190	151	132
329	F	19	151,8	180	151	131
331	F	23	156,4	185	152	132
658	F	11	132,7	179	142	122
666	M	10	123,2	183	142	119
657	F	11	124,0	179	152	120
669	F	10	121,6	173	150	111
644	F	8	113,0	178	147	117
412	M	33	169,8	179	152	135
410	M	29	158,9	178	146	133
411	F	25	151,4	172	149	127
458	F	23	156,5	175	151	133

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
SELVA						
292	M	31	166,7	183	153	144
228	F	33	151,2	181	147	127
278	M	26	162,9	185	150	134
279	M	25	163,2	180	153	134
312	M	22	170,1	191	154	134
253	M	30	167,7	180	160	143
255	F	28	160,5	174	148	137
252	M	25	166,0	182	160	139
287	F	21	154,3	180	155	137
713	M	12	142,8	183	161	128
283	M	34	171,1	191	165	144
275	F	32	160,8	186	161	138
277	M	29	168,2	200	165	138
276	F	29	156,8	188	157	128
284	F	26	156,9	185	156	134
285	M	24	164,6	181	161	146
267	F	28	153,9	184	146	128
TSCHAMUT						
296	F	28	154,5	180	151	137
310	M	25	162,1	181	148	138
313	M	22	164,2	183	151	137
305	F	20	150,1	173	142	130
298	F	28	159,6	183	157	140
301	F	22	149,8	178	146	124
299	F	19	156,6	185	154	133
300	M	17	162,8	195	156	134
703	F	15	153,2	184	148	132
704	M	11	132,1	180	146	121
SURRHEIN						
498	M	35	170,0	199	162	150
492	F	21	165,2	182	159	136
CAVORGIA						
503	M	17	163,2	188	147	135
504	M	15	157,1	185	142	122
682	M	13	150,2	187	142	126
617	F	12	140,3	182	137	119
188	F	35	159,5	180	156	139
516	F	31	159,9	184	158	140

